



388

2010

Una Nota sobre la Movilidad Intrageneracional del Ingreso en Chile

Claudio Sapelli.

Versión impresa ISSN: 0716-7334  
Versión electrónica ISSN: 0717-7593

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA

---

Oficina de Publicaciones  
Casilla 76, Correo 17, Santiago  
www.economia.puc.cl

## **UNA NOTA SOBRE LA MOVILIDAD INTRAGENERACIONAL DEL INGRESO EN CHILE**

**Claudio Sapelli\***

**Documento de Trabajo N° 388**

Santiago, Diciembre 2010

---

\*csapelli@uc.cl

## INDEX

ABSTRACT

1. MOVILIDAD INTRAGENERACIONAL DEL INGRESO	5
2. ¿UN PROCESO DISTINTO PARA EL DÉCIMO DECIL?	10
3. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DEL INGRESO	12
4. ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS EN LOS INGRESOS CASEN 1996-2001-2006	16
5. CONCLUSIONES	19
REFERENCIAS	22

# **UNA NOTA SOBRE LA MOVILIDAD INTRAGENERACIONAL DEL INGRESO EN CHILE**

**CLAUDIO SAPELLI\***

INSTITUTO DE ECONOMIA

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE

\*CON LA AYUDA DE GASTON ILLANES

JEL J3, D6

Keywords: Movilidad, Desigualdad

# LA MOVILIDAD INTRAGENERACIONAL DEL INGRESO EN CHILE

CLAUDIO SAPELLI

## ABSTRACT

En este trabajo se estiman los diferentes índices de movilidad intrageneracional para Chile sobre la base del panel CASEN. A la luz de los resultados se evalúan las conclusiones de la literatura que se basan principalmente en la discusión de la matriz de transición. Se concluye que la lectura de los datos en una parte de la literatura es equivocada. Se hace una simulación que permite demostrar que la matriz de transición chilena podría ser consecuencia de un proceso de shocks aleatorios sobre la distribución del ingreso efectiva, demostrando que las características diferenciales de ella son consecuencia de la distribución del ingreso. Se concluye que en Chile hay alta movilidad y que no hay barreras a la misma entre diferentes grupos de ingreso.

La desigualdad del ingreso es un tema que ha sido estudiado numerosas veces para Chile, especialmente desde una visión estática, donde se evalúa la distribución del ingreso en un momento del tiempo. Este trabajo busca complementar dichos trabajos aportando una visión dinámica sobre la distribución del ingreso, estudiando cómo los individuos se mueven a lo largo de ésta en el tiempo. Con este objetivo, este trabajo estudia la movilidad intrageneracional del ingreso en Chile, lo que consiste en seguir a individuos a lo largo del tiempo y observar cómo ellos se mueven a lo largo de la distribución del ingreso.

La primera interrogante que surge es al enfrentarse a este tema es: ¿qué es lo deseable? Es decir, ¿es preferible una sociedad con alta movilidad del ingreso, lo que implica que muchos individuos avanzan en la distribución del ingreso pero también que otros retroceden, o es preferible una sociedad más rígida, donde el ranking de ingreso de las personas se mantiene constante? Este trabajo sigue a la literatura internacional (Fields y Ok (1996), y (2001), y Gottschalk y Spolaore (2002)) en postular que la evaluación del nivel de movilidad intrageneracional del ingreso de un país depende crucialmente de una definición normativa del “mejor escenario”. Así, la interpretación normativa del nivel de movilidad del ingreso de un país dependerá de si se estima que una sociedad perfectamente móvil es aquella donde el ingreso futuro no está determinado por el ingreso presente (conocido como *temporal independence*, independencia intertemporal), si es aquella donde la distribución del ingreso se revierte, es decir, aquella donde los más ricos se transforman en más pobres y viceversa (conocido como *reversal*, o regresión), o si es una combinación de ambas. Más que postular una respuesta “correcta” a la disyuntiva anterior, este trabajo analiza las implicancias de las dos visiones polares previamente mencionadas y los alcances de éstas a la interpretación de los resultados para Chile.

En particular, Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004) plantean que los altos niveles de movilidad intrageneracional del ingreso encontrados para Chile implican mayor vulnerabilidad, algo indeseable. Sin embargo, veremos que los resultados para Chile muestran altos niveles de independencia intertemporal, algo deseable, y que los movimientos que podrían ser interpretados como vulnerabilidad (individuos cuyo ingreso sube y luego baja, o viceversa), también podrían ser interpretados como *reversal*. Esto genera una contradicción en el argumento de la movilidad como vulnerabilidad, pues si se

considera que lo importante es la independencia intertemporal, Chile muestra altos niveles de ella, mientras que si se cree que lo importante es *reversal*, vulnerabilidad es precisamente lo que se busca. La Sección I presentará este argumento en más detalle.

Adicionalmente, a partir de los estimadores de movilidad intrageneracional del ingreso basados en matrices de transición obtenidos para nuestro país, se ha conjeturado que existe un proceso distinto para los cambios en los ingresos de los individuos del décimo decil (Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004)). Esto, debido a que se observa que los individuos en el décimo decil tienen una menor probabilidad de transicionar hacia otros deciles que los individuos de los deciles restantes. Sin embargo, al estimar matrices de transición, este resultado es esperable, pues los individuos en los deciles extremos (primero y décimo) tienen sólo una vía de salida hacia otros deciles: para arriba y para abajo, respectivamente. Luego, una caída fuerte del ingreso no saca a individuos del primer decil, a diferencia de los demás deciles, y del mismo modo un aumento fuerte del ingreso no saca a individuos del décimo decil. Por ende, una mayor probabilidad de permanecer en el decil es precisamente lo que se espera para aquellos individuos que se encuentran en éstos deciles. Luego, la pregunta relevante es si la probabilidad de mantenerse en el décimo decil es lo suficientemente alta como para ser necesariamente generada por un proceso aleatorio distinto o no. Esta cuestión será explorada en la Sección II.

Un tema relacionado con el de la movilidad intrageneracional del ingreso es el de la movilidad intergeneracional del mismo. Mientras la primera se encarga de estudiar la movilidad para una población dada, la segunda estudia el grado en el que los ingresos de los hijos están determinados por los de sus padres. A diferencia de la primera, en la segunda la deseabilidad es clara: mayor movilidad intergeneracional es percibida como beneficiosa, pues implica que los ingresos de los hijos están menos determinados por los de sus padres, lo que se interpreta como mayor igualdad de oportunidades. Nuñez y Risco (2004) estiman un indicador de la movilidad intergeneracional del ingreso para Chile, y utilizando comparaciones internacionales encuentran que ésta es baja. En este escenario, la interpretación de la movilidad intrageneracional del ingreso como vulnerabilidad reaparece, pues la combinación de ésta con el bajo nivel de movilidad intergeneracional del ingreso encontrado por Nuñez y Risco (2004) lleva a la conclusión de que Chile se encuentra en el

“peor de los mundos”, un escenario con alta rigidez intergeneracional y alta vulnerabilidad a lo largo del ciclo de vida. Sin embargo, este escenario es cuestionable por dos motivos. Primero, la noción de movilidad como vulnerabilidad es cuestionable, como veremos en la Sección I; y segundo, la estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso aduce de sesgos importantes, los cuales difieren en su magnitud de acuerdo a la composición de la muestra utilizada, dificultando las comparaciones internacionales. La Sección III explora estos temas, mostrando que la comparación internacional de estimadores de la movilidad intergeneracional del ingreso no es muy informativa, y argumenta que existen otras aproximaciones al problema que podrían generar resultados más confiables. En particular, se sostiene que la movilidad intergeneracional de la educación podría ser un mejor estimador del nivel de rigidez intergeneracional de una sociedad, y se utilizan los resultados de Sapelli (2008) para mostrar dicha movilidad se encuentra en un nivel intermedio a nivel internacional, y que estaría aumentando en los últimos años.

En tanto, la Sección IV enfoca la pregunta de qué está detrás de la movilidad intrageneracional del ingreso observada para Chile, desde el estudio de los cambios en los ingresos de los individuos encuestados en las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen. Estos cambios son los que generan los indicadores de movilidad antes mencionados, por lo que estudiar sus características y sus determinantes es interesante al momento de evaluar los niveles observados de movilidad intrageneracional. Finalmente, la Sección V concluye.

## **I. Movilidad Intrageneracional del Ingreso**

Existen numerosos estudios, todos basados en la Encuesta Panel Casen, que buscan estimar la movilidad intrageneracional del ingreso para nuestro país. Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004) la estiman utilizando matrices de transición para deciles de la distribución del ingreso, utilizando como muestra las Encuestas Panel Casen de 1996 y 2001. Sus principales resultados son que hay alta movilidad en los primeros nueve deciles, y baja movilidad desde y hacia el décimo. A partir de estos resultados, concluyen que los primeros nueve deciles presentan alta vulnerabilidad, y que el décimo decil presenta alta rigidez. Esto no deja claro si existe un hallazgo positivo posible en estas estimaciones: si la alta movilidad es negativa pues implica vulnerabilidad, y la baja movilidad también es negativa pues implica rigidez, ¿qué realización de la movilidad sería deseable?



Castro (2008) se enfoca en estudiar la movilidad de ingresos, utilizando datos de la Encuesta Panel Casen para los años 1996 y 2001, mediante tres enfoques diferentes. Los primeros dos enfoques, estimar índices de rigidez y utilizar matrices de transición de quintiles, muestran evidencia de alta movilidad durante el período. En tanto, el tercer enfoque consiste en utilizar un procedimiento que en dos etapas intenta calcular los determinantes de la movilidad del ingreso. En la primera etapa de este procedimiento, el autor corre una regresión del ingreso por hora en función del género, ubicación, industria donde trabaja, edad, edad al cuadrado, y educación del individuo, y obtiene los valores predichos por esta regresión. Esta regresión tiene como objetivo eliminar el error de medición en la variable de ingreso, pero al predecir sólo el 42% de su varianza, implica que la varianza de los ingresos utilizados en la segunda etapa será menor que la real. Luego, estima un modelo Probit que tiene como variable dependiente una variable dicotómica que indica si la posición relativa del individuo en la distribución del ingreso subió o bajó entre las dos mediciones, y como variables independientes observables de experiencia en el mercado laboral, cambios en la composición familiar, características familiares y características individuales. Sus resultados muestran que el mayor efecto en la movilidad es generado por cambios en la situación laboral, ya sea pasar de empleado a desempleado o viceversa. Al mismo tiempo, encuentra evidencia de que los individuos con educación superior tienen una mejor posición relativa en la distribución del ingreso, y que ésta disminuye la probabilidad de sufrir una caída en dicha distribución. Adicionalmente, encuentra que el hecho de que el jefe de hogar esté casado en ambas observaciones incrementa la probabilidad de mejorar la posición relativa en un 10%.

Finalmente, Denis, Prieto y Zubizarreta (2007) utilizan las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen (1996, 2001, 2006) para estudiar la movilidad de la pobreza durante este período. Mediante la estimación de transiciones desde y hacia la pobreza, encuentran evidencia de alto dinamismo, con mayores salidas desde este estado en el período 2001-2006 que en el período 1996-2001.

En cuanto a evidencia internacional, Sastre (?) utiliza el Panel Study on Income Dynamics (PSID) para Estados Unidos y el European Community Household Panel (ECHP) para la Unión Europea con el objetivo de estimar matrices de transición de deciles de la

distribución del ingreso para el período 1993-1997. Regoli, Quintano y Castellano (2003) utilizan la encuesta SHIW del Banco de Italia para llevar a cabo la misma estimación para dicho país, mientras que Ayala, Navarro y Sastre (2002) repiten el ejercicio con las 8 olas de la ECHP para estimar matrices para España, Alemania, Francia, Italia y el Reino Unido. Finalmente, Chen (2006) estudia la movilidad del ingreso para EEUU, el Reino Unido, Canadá y Alemania.

Este trabajo utiliza matrices de transición de deciles para obtener estimadores de la movilidad intergeneracional del ingreso, utilizando como muestra tres olas de la Encuesta Panel Casen: 1996, 2001, y 2006. Este enfoque consiste en tomar una muestra de individuos y ordenarlos en deciles según ingresos, luego observar sus ingresos en otro momento del tiempo, ordenarlos nuevamente en deciles, y posteriormente calcular la probabilidad muestral de pasar de un decil a otro.

Los datos utilizados para este efecto consisten en el ingreso neto familiar, obtenido a partir de las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen, el cual es multiplicado por la raíz cuadrada del número de personas del grupo familiar para pasar a ingresos individuales. Adicionalmente, para las estimaciones se elimina al 1% con ingresos más bajos y al 1% con ingresos más altos. Ambos ajustes son usuales en la literatura.

Un punto importante a considerar es el problema de la atrición en la muestra. La atrición consiste en que en cada aplicación posterior a la primera de la encuesta, no es posible encontrar a todas las personas encuestadas originalmente. Esto implica que el panel no es balanceado, y podría presentar problemas para la estimación si la selección de los individuos que no son encuestados no es aleatoria. Existen muchos argumentos para creer que efectivamente la “desaparición” es no aleatoria, fundamentalmente que ésta debería ser mayor para los jóvenes y para personas que son sujetos a cambios importantes en su ingreso. Paredes, Prieto y Zubizarreta (2006) estudian la atrición en el contexto de la Encuesta Panel Casen para los años 1996 y 2001, y encuentran que ésta no sólo es no aleatoria, sino que además sesga las estimaciones de índices de movilidad basadas en matrices de transición hacia encontrar menor movilidad que la real. Es decir, una vez que aplican su metodología para corregir por atrición, sus resultados apuntan hacia una mayor movilidad.

Ayala, Navarro y Sastre (2002) estudian el mismo problema en el contexto del ECHP, y al igual que Paredes, Prieto y Zubizarreta (2006), encuentran evidencia de atrición no aleatoria. Para estudiar si esto genera sesgos importantes en la estimación de indicadores de movilidad, estos autores desarrollan una metodología ingeniosa: estiman dos matrices de transición para las primeras cuatro olas de la ECHP, una considerando a todos los individuos presentes en estas cuatro olas, y otra considerando sólo a los individuos presentes en las 8 olas de la ECHP. Es decir, estiman una matriz que incorpora a todos los individuos, y otra que elimina a los individuos que no fueron encuestados en aplicaciones posteriores de la encuesta. Si la atrición generara sesgos en las estimaciones por matrices de transición, se esperaría observar diferencias importantes en los indicadores derivados de las dos matrices calculadas. Sin embargo, esto no ocurre: a pesar de que hay atrición selectiva, al parecer los índices calculados a partir de matrices de transición no son sensibles a este problema.

Por lo tanto, antes de utilizar el enfoque de Paredes, Prieto y Zubizarreta (2006), y corregir ponderando a los individuos de modo de eliminar el problema de atrición, este trabajo sigue a Ayala, Navarro y Sastre (2002) y estima matrices de transición que consideran únicamente a los individuos presentes en las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen. Los resultados de estas estimaciones se presentan en las Tablas 1, 2 y 3. Al igual que en Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004) y en Castro (2008), se observa que el décimo decil presenta la mayor proporción de miembros que no cambian de decil, con un 43,5% en la transición 1996-2001, un 47% en la transición 2001-2006, y un 37% en la transición 1996-2001. Este dato es relevante pues ha sido el fundamento de teorías que postulan que existe un proceso aleatorio distinto para el décimo decil. La siguiente sección intenta refutar esto, pero en el intertanto vale la pena mencionar que los individuos del décimo decil, al igual que los del primero, sólo pueden salir de su decil en una dirección. Esto implica que aquellos individuos que se encuentran inicialmente muy lejos del punto de corte (por abajo, en el caso del primer decil, y por arriba, en el caso del décimo), no se moverán de decil aunque enfrenten shocks significativos a su ingreso. Eso explica, al menos en parte, por qué el primer y el décimo decil presentan una probabilidad de no cambiar de decil sustancialmente mayor que la de los otros deciles. Adicionalmente, al comparar las Tablas 1 y 2 con la 3, se observa que la movilidad de la tercera es

evidentemente mayor que la de las otras dos. Esto es razonable, pues se debería esperar mayor movilidad a medida que aumenta el tiempo entre mediciones; de hecho, dos matrices de transición con distintos horizontes temporales no son comparables.

La Tabla 4 compara los índices de Bartholomew, Shorrocks y el Immobility Ratio<sup>1</sup> obtenidos para Chile con dichos índices para otros países. Los tres índices muestran que Chile, entre los años 1996-2001 y 2001-2006, tendría niveles de movilidad similares a los del Reino Unido para los años 1993-1997, y mayores que los de Francia, Alemania, Italia y España. Por ejemplo, el Índice de Bartholomew (B) para Chile es de 1,916 entre 1996 y 2001, y de 2,063 entre 2001 y 2006, valores que son mayores que los encontrados para el Reino Unido (1,852), España (1,775), Alemania (1,760), Italia (1,729), Estados Unidos (1,667) y Francia (1,347) entre 1993 y 1997. Estos resultados son evidencia de que Chile tiene una distribución del ingreso más móvil en términos intrageneracionales que la de los países antes mencionados, y de que esta movilidad aumentó para el segundo período en estudio, posiblemente por el mayor crecimiento económico observado durante el mismo.

Adicionalmente, los datos de la Encuesta Panel Casen nos permiten estudiar el impacto de la atrición sobre las matrices de transición. En efecto, es posible comparar la matriz de transición del período 1996-2001, la cual contempla a todos los individuos encuestados en ambos años, con una matriz de transición para los mismos años que contempla sólo a los individuos que además están presentes en la encuesta 2006. Al mismo tiempo, es posible comparar la matriz de transición del período 2001-2006 con una matriz para los mismos años que contempla sólo a los individuos que además están presentes en la encuesta 1996. Como señalan Ayala, Navarro y Sastre (2002), de haber diferencias sustanciales entre matrices, habría evidencia a favor de la noción de que la atrición tiene un impacto importante, y habría que corregir por ella. Los resultados de este ejercicio, los cuales se presentan en la Tabla 5, muestran que las diferencias entre estas dos estimaciones son insignificantes. Esto refuta la noción de que la atrición tiene un impacto significativo sobre la estimación de la movilidad intrageneracional del ingreso para el caso de la Encuesta Panel Casen.

---

<sup>1</sup> Para una descripción sobre el cálculo de estos índices, ver el Apéndice 1.

Es importante señalar que los índices de movilidad intrageneracional del ingreso antes mencionados miden independencia intertemporal. Como ejemplo, supongamos que hay sólo dos categorías de ingreso posibles (bajo y alto) y consideremos las siguientes matrices de transición:

$$\begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \qquad \begin{bmatrix} 0,5 & 0,5 \\ 0,5 & 0,5 \end{bmatrix}$$

Los índices de movilidad antes mencionados postulan que la máxima movilidad es capturada por la matriz a mano derecha, que representa independencia temporal perfecta, mientras que alguien que postulara que lo deseable es exclusivamente *reversal* señalaría que la matriz de movilidad máxima sería la de la izquierda. Los altos índices de Shorrocks, Bartholomew e Immobility Ratio estimados muestran que Chile presenta alta movilidad intrageneracional del ingreso si se busca independencia temporal. En este sentido, si lo que se valora es la independencia temporal, la movilidad estimada no puede interpretarse como vulnerabilidad. En tanto, si se busca *reversal*, se valoran matrices donde los individuos suben y bajan rápidamente a lo largo de la distribución del ingreso, exactamente lo que se critica al señalar que la movilidad implica vulnerabilidad. Es decir, no tiene sentido referirse a la movilidad como vulnerabilidad si se busca *reversal*. Luego, bajo ninguna de las dos interpretaciones tendría sentido señalar que la movilidad intrageneracional del ingreso en Chile se encuentra en niveles indeseables.

En conclusión, esta sección encuentra que Chile presenta un alto nivel de movilidad intrageneracional del ingreso en relación a otros países, que la movilidad desde el décimo decil hacia otros deciles es más baja que la movilidad de cualquier otro decil hacia otros deciles, y que el problema de atrición sería de segundo orden para estas estimaciones. Además, presenta argumentos a favor de la idea de que el nivel de movilidad intrageneracional del ingreso encontrado es positivo. La siguiente sección estudia si los resultados encontrados para el segundo decil implican necesariamente que éste presenta una dinámica distinta a los demás deciles.

## II. ¿Un Proceso Distinto para el Décimo Decil?

Las Tablas 1, 2 y 3 muestran que en las tres transiciones estudiadas (1996-2001, 2001-2006 y 1996-2006) los individuos del décimo decil son los más propensos a mantenerse en su propio decil. Como se menciona anteriormente, es esperable encontrar que tanto el primer como el décimo decil exhiben una mayor propensión a no cambiar de decil, pues ambos tienen sólo una “vía de salida”. En efecto, los individuos del primer decil sólo pueden salir de éste subiendo en la distribución relativa del ingreso, mientras que los individuos del décimo decil sólo pueden salir de éste cayendo en dicha distribución. Esto implica que aquellos individuos que estén muy lejos del punto de corte, es decir, con ingresos muy por debajo del corte para el primer decil y muy por arriba del corte para el décimo, pueden recibir shocks importantes a su ingreso y no cambiar de decil. Es decir, la mayor rigidez que se observa para estos deciles es, al menos en parte, producto de la herramienta que estamos utilizando para estudiar la movilidad del ingreso y no de algún fenómeno especial que ocurre en éstos.

A pesar de lo anterior, algunos autores han argumentado que los resultados obtenidos para el décimo decil implican que existen barreras a la movilidad desde y hacia dicho grupo. En concreto, Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004) postulan la existencia de barreras que bloquean la movilidad de los individuos del décimo decil. ¿Es realmente necesario que existan dichas barreras para explicar los resultados encontrados?

Para estudiar esto, se utilizan simulaciones de los cambios de los ingresos de los individuos presentes en las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen. La metodología consiste en asignarle a cada individuo un shock porcentual a su ingreso aleatorio, sacado de una distribución  $N(0,2)$ , truncada en  $-1$ .<sup>2</sup> El resultado de estas simulaciones se presenta en las Tablas 6 y 7, las cuales presentan las matrices de transición calculadas a partir de estas simulaciones, y las comparan con las matrices de transición efectivas. La Tabla 6 muestra que para la transición 1996-2001 las simulaciones entregan una probabilidad de 34% de que un individuo del primer decil se mantenga en éste, mientras que la probabilidad efectiva es de 36%. Al mismo tiempo, las simulaciones generan una probabilidad de 52% de que un individuo del décimo decil se mantenga en éste, mientras que la probabilidad

---

<sup>2</sup> El truncamiento es necesario pues el mínimo shock porcentual factible al ingreso es de  $-100\%$ .

efectiva es de 43%. Es decir, suponiendo el mismo proceso aleatorio para todos los individuos encuestados podemos generar matrices de transición con mayor rigidez para el décimo decil que las obtenidas para Chile. La Tabla 7 muestra el resultado del mismo ejercicio para la transición 1996-2006. En este caso, las simulaciones generan una probabilidad del 27% de que un individuo del primer decil se mantenga en este, mientras que la probabilidad efectiva es de 29%. En tanto, para el décimo decil las simulaciones predicen una probabilidad de no cambiar de decil del 41%, mientras que la efectiva es de 37%. Nuevamente, se observa que mediante un proceso aleatorio igual para todos los individuos de la sociedad es posible generar matrices de transición con mayor rigidez para el décimo decil que la observada en Chile. Es importante mencionar que las matrices simuladas presentan índices de movilidad similares a los observados en Chile, como muestra la Tabla 8. En efecto, las simulaciones generan matrices con los mismos índices de Shorrocks e Immobility Ratio que los efectivos, y con un Índice de Bartholomew muy similar al efectivo también (1,92 vs. 1,84 para 1996-2001, y 2,29 vs. 2,24 para 1996-2006). Esto muestra que las simulaciones permiten generar matrices de transición muy similares a las obtenidas para Chile, e incluso con mayor rigidez para el décimo decil, sin suponer que existen barreras que bloquean la movilidad desde o hacia dicho decil.

En conclusión, la existencia de barreras a la movilidad del décimo decil no es necesaria para explicar la evidencia encontrada para Chile. Por el contrario, esta evidencia surge por la existencia de individuos que están muy lejos del punto de corte.

### **III. Movilidad Intergeneracional del Ingreso**

A diferencia de la movilidad intrageneracional del ingreso, que resume los movimientos a lo largo de la distribución del ingreso para los mismos individuos en períodos relativamente cortos, la movilidad intergeneracional del ingreso estudia la transferencia de riqueza entre generaciones, con el objetivo de determinar en qué grado los ingresos de los hijos están determinados por los de sus padres. En este caso, como sociedades con menor movilidad intergeneracional del ingreso son más rígidas y presentan menos oportunidades para surgir, se observa cierto consenso en la literatura en torno a la noción de que mayor movilidad es deseable.

Si a este consenso se le suma la noción de que un mayor nivel de movilidad intrageneracional del ingreso es indeseable, al reflejar vulnerabilidad, llegamos a la hipótesis del “peor de los mundos”. Como se menciona anteriormente, dicha hipótesis consiste en considerar que un nivel alto de movilidad intergeneracional del ingreso, junto con un nivel bajo de movilidad intrageneracional, representa una situación donde los individuos no sólo sufren vaivenes aleatorios en sus ingresos durante sus vidas, sino que además el nivel en torno al cual éstos fluctúan está determinado principalmente por el ingreso de sus padres.

A juicio de algunos autores (entre ellos, Contreras, Cooper, Herman y Neilson (2004)), Chile estaría precisamente en esta situación. Si bien ya se ha argumentado que alta movilidad intrageneracional del ingreso es algo deseable, es importante discutir sobre las estimaciones de la movilidad intergeneracional del ingreso utilizadas para hacer esta aseveración, con el objetivo de precisar la visión sobre la dinámica del ingreso en Chile. Las estimaciones de la movilidad intergeneracional del ingreso más comentadas han sido realizadas por Nuñez y Risco (2004) y Nuñez y Miranda (2006), quienes concluyen mediante comparaciones internacionales que Chile presenta niveles bajos de movilidad intergeneracional del ingreso. Sin embargo, la estimación de la movilidad intergeneracional del ingreso presenta una serie de problemas econométricos complejos, los cuales sesgan los resultados y dificultan la comparación internacional de los mismos. Esta sección presenta algunos de éstos problemas y argumenta que la movilidad intergeneracional de la educación es una mejor medida de la movilidad social entre generaciones.

Los trabajos que estudian la movilidad intergeneracional del ingreso estiman mediante diversos métodos estadísticos la siguiente regresión:

$$y_{1i} = \rho y_{0i} + X_i' \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde  $y_{1i}$  es alguna medida del ingreso del hijo,  $y_{0i}$  es alguna medida del ingreso de su padre, y  $X_i$  es un vector de características del hijo por las cuales se desea controlar. ¿Cuál es la medida de ingreso apropiada? Es sabido que los ingresos presentan fluctuaciones significativas en el tiempo, y a raíz de esto se postula que los individuos toman decisiones de consumo en base a su ingreso permanente. Por ende, las medidas de



ingreso relevantes serían el ingreso permanente de padres e hijos. Lamentablemente, no existen mediciones de dicha variable, por lo que la mayoría de los trabajos utilizan como proxy de ésta el ingreso corriente de cada individuo. Como es sabido, en la medida que este proxy exhiba error de medición clásico, el uso del ingreso corriente para el ingreso de los padres genera sesgo de atenuación, mientras que el uso del ingreso corriente de los hijos no genera sesgo, sino sólo ineficiencia<sup>3</sup>. Sin embargo, Haider y Solon (2006), Mazumder (2005), y Grawe (2006) argumentan que existen buenos motivos para creer que el error de medición no es clásico. En concreto, Haider y Solon (2006) argumentan que se espera que la diferencia entre el ingreso corriente y el ingreso permanente sea negativa cuando los individuos son muy jóvenes, positiva cuando son mayores, y cero alrededor de los 32 años. Esto introduce error de medición no clásico tanto en el lado derecho como en el lado izquierdo de las regresiones. Además, en la medida de que las edades promedio para las muestras de padres e hijos difieran entre países, o entre muestras para el mismo país, los sesgos derivados de este problema tendrán magnitudes diferentes, lo que dificulta la comparación internacional de estimadores de la movilidad intergeneracional del ingreso.

Al mismo tiempo, las estimaciones para Chile utilizan datos que no permiten identificar a pares de padres e hijos. Para superar este problema, se utilizan dos muestras: la primera contiene información sobre pares padre-hijo, pero no sobre los ingresos de los padres durante la etapa formativa de los hijos, mientras que la segunda contiene información de ingresos para los años formativos de los hijos de una cohorte de individuos de la misma edad que el padre. Utilizando la segunda muestra, se estima una ecuación de Mincer, y se utilizan los estimadores obtenidos para hacer una predicción fuera de muestra de los ingresos de los padres de la primera muestra, utilizando las características observables disponibles en ella. Luego, utilizando estas predicciones, se estima la ecuación 1. En la medida de que las predicciones de la ecuación de Mincer generen una mejor aproximación al ingreso permanente que el ingreso corriente, se eliminaría parte del error de medición, generando resultados con menos sesgo de atenuación. Es decir, es posible que los resultados para Chile estén menos atenuados que los resultados para otros países. Sería interesante estudiar, mediante simulaciones, si esto efectivamente es así.

---

<sup>3</sup> Una buena explicación de esto se encuentra en Hausman (2001).

En conclusión, es claro que las estimaciones de la movilidad intergeneracional del ingreso aducen de sesgo de atenuación, y que la magnitud de dicho sesgo difiere entre países y muestras. Por ende, es un error comparar las estimaciones obtenidas en Nuñez y Risco (2004) y Nuñez y Miranda (2006) para Chile con las obtenidas para otros países y concluir que Chile tiene baja movilidad intergeneracional del ingreso. En este sentido, el ejercicio de estimar la movilidad intergeneracional del ingreso no aporta muchas luces sobre el grado de rigidez intergeneracional del ingreso en Chile.

¿Es posible obtener una mejor aproximación a este fenómeno? Se necesitaría una medida de movilidad intergeneracional de alguna variable que estuviese fuertemente correlacionada con el ingreso y que no presentara los errores de medición antes mencionados. En este sentido, la movilidad intergeneracional de la educación cumple precisamente con estos dos criterios, ya que es claro que hay una relación entre nivel de educación e ingresos, y además las medidas de educación plausiblemente aducen de menos error de medición que el incurrido al utilizar el ingreso corriente como proxy del ingreso permanente<sup>4</sup>.

La Tabla 9 presenta diferentes medidas de la movilidad intergeneracional de la educación, como el coeficiente de la educación del padre en una regresión de la educación del hijo sobre dicha variable y otros controles, y la tasa de retorno a la educación terciaria. En cuanto a la primera medida, se observa que Chile es un país relativamente móvil, con coeficientes entre 0,5 y 0,6, similares a los de Suecia (0,58) y Dinamarca (0,49), y menores que los del Reino Unido (0,71). A la vez, Sapelli (2008) encuentra que dicho coeficiente ha ido disminuyendo en el tiempo, lo que implica que la movilidad intergeneracional de la educación ha estado aumentando. En tanto, la tasa de retorno a la educación terciaria se presenta pues Corak (2006) argumenta que una alta tasa de retorno a dicho nivel educacional implica alta rigidez intergeneracional del ingreso. Sin embargo, ampliando la muestra de Corak (2006), utilizando datos de la OECD (), se observa que la correlación entre ambas variables es baja. La razón por la cual esto podría ocurrir es porque una alta tasa de retorno a la educación terciaria debería tener un impacto ambiguo en la movilidad

---

<sup>4</sup> De hecho, aunque tuvieran error de medición significativo, en la medida de que dicho error no difiera sistemáticamente entre países, las comparaciones internacionales seguirían siendo válidas.

intergeneracional del ingreso, dependiendo del grado de acceso a dicha educación. Si el acceso se restringe a un grupo privilegiado, debería aumentar la rigidez intergeneracional, pero si el acceso no está restringido, una alta tasa de retorno a la educación terciaria debería aumentar la movilidad intergeneracional del ingreso. Así, sería interesante estudiar qué ha sucedido con el acceso a la educación superior en Chile en los últimos años, con el objetivo de predecir el impacto de los cambios acontecidos en la movilidad intergeneracional del ingreso.

En resumen, se ha argumentado que la evidencia a favor de la noción de que Chile es un país con bajos niveles de movilidad intergeneracional del ingreso no es concluyente, puesto que las comparaciones directas con otros países no son permisibles por los sesgos previamente mencionados. Al mismo tiempo, la mejor aproximación al problema, la movilidad intergeneracional de la educación, muestra a Chile en un nivel competitivo con el resto del mundo, y mejorando con el correr de los años. Esto sugiere que la segunda mitad de la hipótesis del “peor de los mundos”, que Chile presenta bajos niveles de movilidad intergeneracional del ingreso, no tiene evidencia empírica concluyente a su favor. Por el contrario, un país en transición hacia una situación con mayores oportunidades presentaría exactamente los resultados encontrados para Chile: alta movilidad intrageneracional del ingreso, y un aumento de la movilidad intergeneracional.

#### **IV. Análisis de los Cambios en los Ingresos CASEN 1996-2001-2006**

La discusión anterior se ha centrado en la pregunta de si la movilidad intrageneracional del ingreso, medida a través de matrices de transición de los ingresos, es deseable. Para fundamentar que la movilidad observada en Chile no es negativa, se han atacado los tres principales argumentos que sustentan esta visión: la noción de movilidad como vulnerabilidad, la posible existencia de un proceso diferente para los individuos más ricos, y la idea de que Chile presenta alta rigidez intergeneracional del ingreso. Esta sección, en tanto, busca caracterizar los cambios en los ingresos que generan las matrices de transición observadas.

Con este objetivo, la Tabla 10 presenta el porcentaje de individuos cuyos ingresos reales aumentaron, se mantuvieron, o disminuyeron en las transiciones 1996-2001, 2001-2006, y 1996-2006. Para construirla, se han utilizado las tres aplicaciones de la Encuesta Panel Casen, eliminando a los individuos que no reportan ingresos<sup>5</sup> y a aquellos en el 1% superior e inferior de ingresos y de cambios en ingresos. Además, se ha definido como un aumento en los ingresos reales un aumento superior al 5% en éstos, y como una caída una disminución de 5% o más. Finalmente, se usan cuatro medidas de ingreso diferentes, como ejercicio de robustez. Este ejercicio muestra que en las tres transiciones observadas el porcentaje de individuos cuyos ingresos aumentaron supera ampliamente al porcentaje de individuos cuyos ingresos cayeron, algo esperable en un país con crecimiento económico. De hecho, cuando el país creció menos, la movilidad intrageneracional observada es generada en gran parte por aumentos en los ingresos de los individuos, los cuales generan nuevos rankeos en la distribución del ingreso.

Sin embargo, es posible que aquellos individuos cuyos ingresos aumentaron en la primera transición tengan una mayor probabilidad de sufrir caídas en el ingreso en su segunda transición. Este fenómeno, conocido como regresión a la media, implicaría que los movimientos a lo largo de la distribución del ingreso son transitorios, aumentando la movilidad medida como *reversal* pero no necesariamente el ingreso permanente de los individuos. Para estudiar esto, se toman los tres desenlaces definidos anteriormente (Aumento, Sin Cambio, y Disminución), y se calculan las probabilidades de que cada evento ocurra en la transición 2001-2006, condicional en el desenlace ocurrido en la transición 1996-2001. El resultado de este ejercicio se presenta en la Tabla 11, donde la primera fila estudia a aquellos individuos cuyo ingreso real aumentó entre 1996 y 2001, y muestra la probabilidad de que su ingreso haya aumentado (41,4%), caído (45,4%), o se haya mantenido (12,8%) entre 2001 y 2006. La evidencia muestra que un aumento en los ingresos entre 2001 y 2006 es mucho más probable si se experimentó una caída de los ingresos entre 1996 y 2001 que si los ingresos aumentaron en dicho período (68,9% vs. 41,4%). Al mismo tiempo, se observa que quien ha tenido un aumento en el ingreso para la transición 1996-2001 tiene una probabilidad similar de que sus ingresos aumenten o se

---

<sup>5</sup> Se elimina a aquellos individuos cuyo ingreso es cero o 9999999, y a aquellos cuyo ingreso no se reporta.

mantengan (54,2%) a que éstos caigan (45,4%). La combinación de una alta probabilidad de que aumenten los ingresos, condicional en una caída en el período anterior con una alta probabilidad de que caigan los ingresos, condicional en un aumento en el período anterior sería evidencia clara a favor de la existencia de regresión a la media. En este caso, sin embargo, si bien lo primero se cumple con claridad, lo segundo es menos claro.

Otra posible aproximación de este fenómeno sería estudiar regresiones de los cambios en los ingresos observados sobre variables explicativas sugeridas por la teoría, como el nivel de ingresos, la edad, y la escolaridad. La Tabla 12 presenta los resultados de este ejercicio. Para estimar estas regresiones, se utilizan los ingresos de todos los individuos que reportan ingresos mayores que cero, y se elimina a aquellos individuos en el 1% más alto y bajo del nivel de ingresos y de cambio en los ingresos. Los resultados muestran un impacto negativo y significativo del nivel de ingresos sobre el cambio de los mismos, un impacto significativo y positivo de la edad y de los años de escolaridad<sup>6</sup>, y un impacto positivo de vivir en una zona urbana. Mientras que los resultados para edad y escolaridad concuerdan con lo esperado, los resultados para las zonas urbanas podrían reflejar una mayor disponibilidad de oportunidades en ellas. En tanto, los resultados para el nivel de ingreso apuntan a la misma idea que la evidencia aportada por las probabilidades condicionales: a menor ingreso en período base, mayor aumento de los ingresos en el siguiente período.

Sin embargo, esta evidencia presenta ciertos matices interesantes. Al utilizar como especificación alternativa variables dummy representando el decil al que pertenece el individuo, se observa que el impacto del decil sobre el ingreso es similar para los primeros deciles, y se hace mayor sólo para los deciles más altos de la distribución. Esta evidencia se presenta en la Tabla 13 y en las Figuras 1, 2 y 3. Es decir, se observa que las personas con mayores ingresos son más propensas, manteniendo todo lo demás constante, a que sus ingresos disminuyan. Esto es evidencia a favor de regresión a la media para los deciles más altos, y contrasta fuertemente con la noción de que la distribución del ingreso es más rígida intertemporalmente para los deciles más ricos.

---

<sup>6</sup> Para el rango relevante de edades y de escolaridad. Mientras la segunda se hace negativa para valores mayores que 100 en todas las regresiones, la segunda lo hace para valores mayores que 70.

Un posible problema con las regresiones anteriores es la existencia de error de medición en la variable ingreso. Como muestra Gottschalk (2005), los datos de ingreso obtenidos de encuestas presentan importantes errores de medición, lo que genera estimadores atenuados. Por ende, es posible que el impacto del ingreso sobre los cambios en el mismo sea mayor, en valor absoluto, que el estimado. Con el objetivo de corroborar esto, se estimaron las regresiones de la Tabla 12 utilizando como instrumentos del ingreso el total de dormitorios de la vivienda en una especificación, y el total de dormitorios de la vivienda en otra. Los resultados de este ejercicio (no reportados) son coeficientes más cercanos a cero, en valor absoluto, que los de las regresiones originales, lo que podría ser interpretado como evidencia en contra de la importancia del error de medición en estas estimaciones, o como evidencia de que los instrumentos utilizados son pobres. En cualquier caso, aún con error de medición la evidencia apunta a que los individuos con mayores ingresos tienen menores cambios en el ingreso.

En conclusión, el estudio de las variaciones en el ingreso para las transiciones 1996-2001, 2001-2006 y 1996-2006 presenta los siguientes resultados: primero, para las tres transiciones estudiadas, la probabilidad de que los ingresos crezcan es mayor a la probabilidad de que los ingresos caigan; segundo, que aquellos individuos cuyos ingresos cayeron en la primera transición tienen una probabilidad significativamente mayor de que sus ingresos aumenten en la segunda; y tercero, que los individuos con mayores ingresos tienen una mayor probabilidad de sufrir una caída en sus ingresos que los individuos de menores ingresos. Estos resultados refutan la noción de que existen barreras que impiden la caída de los ingresos de los individuos de los deciles más ricos, y muestran más bien que la movilidad observada en Chile es un fenómeno con fuertes componentes de regresión a la media, particularmente para los individuos de los deciles más extremos en la distribución del ingreso.

## **V. Conclusión**

Las secciones anteriores han presentado evidencia de que Chile presenta altos niveles de movilidad intrageneracional del ingreso, y de que esta movilidad muestra que hay un componente importante de independencia temporal en la distribución del ingreso para Chile. Esto implica que, en el tiempo, se observan movimientos significativos a lo

largo de la distribución del ingreso, lo que implica que la noción de que Chile es una sociedad económicamente rígida tiene poco asidero empírico.

Más aún, se ha mostrado que la movilidad observada para las transiciones 1996-2001, 2001-2006 y 1996-2006 puede ser replicada sin suponer que existen barreras al movimiento entre deciles. Esto es interesante, por cuanto se ha postulado que podrían existir barreras que entorpecen la movilidad desde y hacia el décimo decil. Este trabajo muestra que esto no es necesariamente verdadero, lo que vuelve a quitarle validez a la noción de que la sociedad chilena es económicamente rígida.

Un punto importante dentro de esta discusión tiene que ver con la movilidad intergeneracional del ingreso. Se ha mencionado que ésta mira una arista diferente que la movilidad intrageneracional del ingreso, y que una sociedad altamente móvil intrageneracionalmente pero rígida entre generaciones generaría un escenario particularmente desfavorable. Si bien la movilidad intergeneracional ha estimada para Chile, se ha argumentado que las comparaciones internacionales de estas estimaciones son poco confiables. Luego, estos indicadores no presentan evidencia clara a favor o en contra de la noción de que Chile es rígido intergeneracionalmente. Sin embargo, las estimaciones de la movilidad intergeneracional de la educación no aducen de problemas para la comparación internacional, y al ser la educación un determinante importante de los ingresos, podrían presentar una mejor aproximación a la movilidad social entre generaciones. La comparación internacional de la movilidad intergeneracional de la educación deja a Chile en un rango intermedio, aunque ésta ha estado aumentando significativamente en el tiempo. Esta evidencia disputa la noción de que Chile es rígido intergeneracionalmente, y muestra que en los últimos años ha habido mejoras en este tema.

Finalmente, el estudio de los cambios en los ingresos de los individuos encuestados en la Encuesta Panel CASEN muestra que la movilidad tiene un componente importante de regresión a la media, y que la probabilidad de que los ingresos aumenten en una transición es significativamente mayor si los ingresos cayeron en la transición anterior. Este resultado tiene una arista positiva y otra negativa: por un lado, implica que los individuos en los estratos más bajos de la sociedad tienen una alta probabilidad de surgir, lo que permitiría señalar que en muchos casos los episodios de caídas en los ingresos son transitorios; pero

por otro, muestra que los individuos que han logrado acceder a los deciles más altos enfrentan una probabilidad importante de caer hacia rangos de ingreso menores. Lo interesante de este resultado es que implica que el componente de *reversal* de la movilidad intrageneracional del ingreso es significativo para Chile, por lo que se observaría una combinación de los dos atributos señalados como deseables por la literatura.

Como conclusión, la combinación de los distintos argumentos presentados anteriormente apoya la noción de que Chile es una sociedad económicamente móvil, y que dicha movilidad es algo deseable. Este resultado es un aporte significativo para el estudio de la desigualdad en Chile, pues muestra que si bien la distribución del ingreso en nuestro país presenta un nivel alto de desigualdad, en el tiempo los individuos se mueven significativamente a lo largo de ésta.



## Referencias

Ayala, L., Navarro, C. y M. Sastre. (2002) “Cross-Country Income Mobility Comparisons Under Panel Attrition: The Relevance of Weighting Schemes”, Working Papers 19-06, Instituto de Estudios Fiscales.

Chen, W-H. (2006) “Canadian Income Mobility in a Cross-National Perspective: Are We So Different?”, Family and Labour Studies, Statistics Canada.

Contreras, D., Cooper, R., Herman, J. y C. Neilson, (2004). “Dinámica de la Pobreza y Movilidad Social”,

Contreras, D., Fuenzalida, M. y J. Nuñez (2006). “Persistencia Intergeneracional del Ingreso en Chile y el Rol de la Habilidad de los Hijos”, Tesis de Magíster, Departamento de Economía, Universidad de Chile.

Castro, R. (2008) “Pobreza y Movilidad de Ingresos en Chile”. Serie Informe Social N° 111, Libertad y Desarrollo.

Corak, M. (2006) “Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility”, IZA Discussion Paper Series N° 1993.

Denis, A. Prieto, J.J. y Zubizarreta, J.R. (2007) “Dinámica de la pobreza en Chile: Evidencias en los años 1996, 2001 y 2006”, Persona y Sociedad, ISSN 0716-730X, Vol. 21, N°. 3.

Fields, G y E. Ok, (1996). “The Meaning and Measurement of Income Mobility”, Journal of Economic Theory, 71, 349-377.

Fields, G y E. Ok, (2001). “The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature”, en *Inequality Measurement: From Theory to Practice*, editado por J. Silber.

Gottschalk, P. y E. Spolaore, (2002). “On the Evaluation of Economic Mobility”, The Review of Economic Studies, Vol. 69, No. 1 (Jan. 2002), pp. 191-208.

Grawe (2006). “Lifecycle Bias in Estimates of Intergenerational Earnings Persistence”, Labour Economics 13 (2006), 551-570.

Haider, S. y G. Solon, (2006). “Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings”, Working Paper 11943, National Bureau of Economic Research.

Hertz et al. (2007). “The Inheritance of Educational Inequality: International Comparisons and Fifty-Year Trends”, The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy, Volume 7, Issue 2.

Mazumder, B. (2005). "Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States using Social Security Earnings Data", *The Review of Economics and Statistics*, May 2005, 87 (2): 235-255.

Núñez, J. y L. Miranda, (2006). "Recent Findings on Intergenerational Income and Educational Mobility in Chile", Working Paper N° 244, Department of Economics, Universidad de Chile.

Núñez, J. y C. Risco (2004), "Movilidad Intergeneracional de Ingresos en un País en Desarrollo: El Caso de Chile", Working Paper N° 210, Department of Economics, Universidad de Chile.

OECD ()

Paredes, R., Prieto, J.J., y Zubizarreta, J.R. (2006). "Attrition in Longitudinal Data and Income Mobility in Chile". Mimeo, Observatorio Social, Universidad Alberto Hurtado. Santiago de Chile, 2006.

Regoli, A. Quintano, C. y Castellano, R. (2003). "Income Mobility in Italy", 2003 Hawaii International Conference on Statistics and Related Fields, June 5-8, 2003.

Sastre (?)

Sapelli, C. (2008) "Evolución de la Movilidad Intergeneracional de la Educación por Cohortes: Chile 1930-1981". Presentado a la Sechi, Septiembre 2007.

Solon, G. (1992) "Intergenerational Mobility in the United States". *The American Economic Review*, Vol. 82, N°3.

Solon, G. (1999) "Intergenerational Mobility in the Labor Market". En *Handbook of Labor Economics*, Volume 3, editado por O. Ashenfelter y D. Card.

Solon, G. (2002) "Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility". *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, N°3.

## Apéndice I – Índices de Movilidad Intrageneracional del Ingreso

El índice de Shorrocks calcula  $S = \frac{n - \text{tr}(P)}{n-1}$ , donde  $n$  es el número de grupos en el que se divide la distribución del ingreso (filas de la matriz de transición). Está acotado entre 0 y  $n/(n-1)$ , pues  $\text{tr}(P) = n$  implica que todos los individuos se mantienen en el mismo decil, por lo que no hay movilidad y  $S = 0$ , mientras que  $\text{tr}(P) = 0$  implica movilidad total y  $S = n/(n-1)$ . En este caso,  $n = 10$ .

En tanto, el índice de Bartholomew calcula  $B = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_{ij} |i - j|$ , y está acotado entre cero e infinito. Cuando no hay movilidad, todos los individuos están en la diagonal, por lo que  $B=0$ , mientras que no es posible identificar una cota para el índice si todos los individuos están fuera de la diagonal.

Finalmente, el Immobility Ratio es simplemente la suma de la diagonal principal de la Matriz de Transición. A mayor valor de dicha suma, hay mayor rigidez intertemporal. Este índice está acotado entre cero y 1.

## Apéndice II – Tablas y Figuras

**Tabla 1 – Matriz de Transición 1996-2001.**

		Decil 2001										
Decil 1996		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
1		0,0357	0,0261	0,0122	0,0053	0,0060	0,0057	0,0030	0,0031	0,0024	0,0007	0,1
2		0,0193	0,0191	0,0168	0,0140	0,0107	0,0070	0,0037	0,0029	0,0042	0,0023	0,1
3		0,0113	0,0180	0,0169	0,0178	0,0112	0,0089	0,0077	0,0047	0,0026	0,0010	0,1
4		0,0089	0,0131	0,0137	0,0201	0,0150	0,0096	0,0066	0,0068	0,0047	0,0014	0,1
5		0,0049	0,0076	0,0156	0,0115	0,0143	0,0132	0,0120	0,0096	0,0080	0,0033	0,1
6		0,0066	0,0049	0,0095	0,0085	0,0158	0,0148	0,0124	0,0120	0,0123	0,0032	0,1
7		0,0043	0,0056	0,0063	0,0084	0,0079	0,0132	0,0172	0,0155	0,0101	0,0115	0,1
8		0,0054	0,0019	0,0044	0,0041	0,0081	0,0111	0,0188	0,0204	0,0146	0,0112	0,1
9		0,0022	0,0027	0,0024	0,0068	0,0068	0,0099	0,0140	0,0135	0,0196	0,0220	0,1
10		0,0014	0,0011	0,0023	0,0035	0,0042	0,0065	0,0046	0,0115	0,0215	0,0435	0,1
<b>Total</b>		0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	1

**Tabla 2 – Matriz de Transición 2001-2006**

		Decil 2006										
Decil 2001		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
1		0,032	0,022	0,011	0,008	0,009	0,005	0,005	0,003	0,002	0,002	0,1
2		0,020	0,019	0,015	0,012	0,006	0,011	0,007	0,004	0,004	0,002	0,1
3		0,016	0,014	0,016	0,011	0,017	0,009	0,005	0,006	0,004	0,002	0,1
4		0,008	0,014	0,016	0,015	0,011	0,011	0,009	0,007	0,006	0,003	0,1
5		0,006	0,009	0,013	0,015	0,011	0,012	0,01	0,011	0,009	0,003	0,1
6		0,008	0,007	0,01	0,012	0,013	0,014	0,011	0,013	0,008	0,004	0,1
7		0,004	0,006	0,007	0,012	0,012	0,011	0,018	0,013	0,011	0,006	0,1
8		0,002	0,005	0,007	0,007	0,007	0,013	0,017	0,016	0,017	0,009	0,1
9		0,003	0,003	0,003	0,005	0,009	0,009	0,011	0,017	0,021	0,021	0,1
10		7E-04	0,002	0,003	0,003	0,005	0,006	0,006	0,01	0,018	0,047	0,1
<b>Total</b>		0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	1

**Tabla 3 – Matriz de Transición 1996-2006**

		Decil 2006										
Decil 1996		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	Total
1		0,029	0,02	0,01	0,009	0,009	0,005	0,007	0,005	0,003	0,002	0,1
2		0,021	0,019	0,013	0,012	0,009	0,011	0,005	0,003	0,003	0,003	0,1
3		0,013	0,014	0,012	0,012	0,012	0,011	0,007	0,006	0,008	0,005	0,1
4		0,011	0,012	0,016	0,013	0,012	0,01	0,008	0,007	0,007	0,003	0,1
5		0,007	0,009	0,013	0,011	0,011	0,013	0,007	0,012	0,011	0,005	0,1
6		0,006	0,009	0,009	0,011	0,01	0,014	0,011	0,011	0,011	0,006	0,1
7		0,006	0,005	0,008	0,01	0,012	0,013	0,015	0,013	0,011	0,008	0,1
8		0,004	0,005	0,008	0,01	0,01	0,008	0,016	0,012	0,016	0,013	0,1
9		0,002	0,004	0,006	0,008	0,011	0,01	0,013	0,015	0,014	0,017	0,1
10		0,002	0,003	0,004	0,005	0,004	0,005	0,01	0,015	0,015	0,037	0,1
<b>Total</b>		0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	1

**Tabla 4 – Comparación Internacional de Índices de Movilidad Intrageneracional del Ingreso**

País	Período	Estimador <sup>7</sup>			Fuente
		B	S	I	
<b>Mediano Plazo</b>					
Chile	1996-2001	1,916	0,865	0,222	Propias
	2001-2006	2,063	0,879	0,209	Propias
Reino Unido	1993-1997	1,852	0,857	0,229	Sastre
	1994-1997	1,634	0,810	0,271	Ayala, Navarro y Sastre
Francia	1993-1997	1,347	0,776	0,302	Sastre
	1994-1997	1,388	0,748	0,327	Ayala, Navarro y Sastre
Alemania	1993-1997	1,760	0,803	0,277	Sastre
	1994-1997	1,649	0,789	0,290	Ayala, Navarro y Sastre
Italia	1993-1997	1,729	0,831	0,252	Sastre
	1994-1997	1,721	0,808	0,273	Ayala, Navarro y Sastre
España	1993-1997	1,775	0,845	0,240	Sastre
	1994-1997	1,572	0,780	0,298	Ayala, Navarro y Sastre
Estados Unidos	1993-1997	1,667	0,818	0,264	Sastre
<b>Largo Plazo</b>					
Chile	1996-2006	2,294	0,915	0,177	Propias
Italia	1993-2000	1,663	0,849	0,236	Regoli, Quintano y Castellano

<sup>7</sup> B = Índice de Bartholomew. S = Índice de Shorrocks. I = Immobility Ratio.

**Tabla 5 – Estudio del Efecto de la Atrición sobre los Índices de Movilidad Intrageneracional del Ingreso**

<u>Período</u>	<u>B</u>	<u>S</u>	<u>I</u>
<b>1996-2001</b>	1,92	0,86	0,22
<b>1996-2001 (Tres Olas)</b>	1,93	0,87	0,22
<b>2001-2006</b>	2,06	0,88	0,21
<b>2001-2006 (Tres Olas)</b>	2,02	0,87	0,22

**Tabla 6 – Comparación Matriz de Transición Simulada con Matriz de Transición Efectiva, 1996-2001**

<u>Simulada</u>		<u>Decil 2001</u>									
<u>Decil 1996</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>10</u>	<u>Total</u>
<b>1</b>	<b>0,034</b>	0,026	0,020	0,012	0,006	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,1
<b>2</b>	0,017	0,017	0,019	0,015	0,017	0,011	0,004	0,001	0,000	0,000	0,1
<b>3</b>	0,012	0,014	0,014	0,017	0,015	0,013	0,010	0,004	0,000	0,000	0,1
<b>4</b>	0,009	0,010	0,011	0,014	0,013	0,016	0,014	0,010	0,002	0,000	0,1
<b>5</b>	0,007	0,010	0,010	0,011	0,013	0,014	0,015	0,014	0,006	0,000	0,1
<b>6</b>	0,007	0,008	0,008	0,010	0,010	0,013	0,015	0,016	0,010	0,002	0,1
<b>7</b>	0,005	0,005	0,005	0,008	0,009	0,010	0,015	0,017	0,019	0,006	0,1
<b>8</b>	0,003	0,004	0,005	0,005	0,007	0,009	0,012	0,018	0,021	0,015	0,1
<b>9</b>	0,003	0,004	0,004	0,005	0,007	0,006	0,010	0,012	0,024	0,026	0,1
<b>10</b>	0,002	0,002	0,002	0,003	0,003	0,005	0,005	0,009	0,017	<b>0,052</b>	0,1
<b>Total</b>	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	1

<u>Efectiva</u>		<u>Decil 2001</u>									
<u>Decil 1996</u>	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>10</u>	<u>Total</u>
<b>1</b>	<b>0,036</b>	0,026	0,012	0,005	0,006	0,006	0,003	0,003	0,002	0,001	0,1
<b>2</b>	0,019	0,019	0,017	0,014	0,011	0,007	0,004	0,003	0,004	0,002	0,1
<b>3</b>	0,011	0,018	0,017	0,018	0,011	0,009	0,008	0,005	0,003	0,001	0,1
<b>4</b>	0,009	0,013	0,014	0,020	0,015	0,010	0,007	0,007	0,005	0,001	0,1
<b>5</b>	0,005	0,008	0,016	0,012	0,014	0,013	0,012	0,010	0,008	0,003	0,1
<b>6</b>	0,007	0,005	0,010	0,009	0,016	0,015	0,012	0,012	0,012	0,003	0,1
<b>7</b>	0,004	0,006	0,006	0,008	0,008	0,013	0,017	0,015	0,010	0,012	0,1
<b>8</b>	0,005	0,002	0,004	0,004	0,008	0,011	0,019	0,020	0,015	0,011	0,1
<b>9</b>	0,002	0,003	0,002	0,007	0,007	0,010	0,014	0,013	0,020	0,022	0,1
<b>10</b>	0,001	0,001	0,002	0,003	0,004	0,007	0,005	0,012	0,022	<b>0,043</b>	0,1
<b>Total</b>	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	1

**Tabla 7 – Comparación Matriz de Transición Simulada con Matriz de Transición Efectiva, 1996-2006**

**1996-2006**

<b>Simulada</b>		<b>Decil 2006</b>									
<b>Decil 1996</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>Total</b>
<b>1</b>	<b>0,027</b>	0,021	0,018	0,012	0,010	0,007	0,003	0,001	0,000	0,000	<b>0,1</b>
<b>2</b>	0,015	0,015	0,015	0,015	0,013	0,011	0,008	0,005	0,002	0,000	<b>0,1</b>
<b>3</b>	0,012	0,013	0,014	0,013	0,014	0,011	0,011	0,008	0,004	0,001	<b>0,1</b>
<b>4</b>	0,011	0,011	0,011	0,012	0,013	0,011	0,013	0,010	0,007	0,001	<b>0,1</b>
<b>5</b>	0,008	0,011	0,010	0,012	0,011	0,013	0,010	0,013	0,010	0,003	<b>0,1</b>
<b>6</b>	0,007	0,009	0,009	0,009	0,011	0,012	0,012	0,013	0,012	0,005	<b>0,1</b>
<b>7</b>	0,007	0,006	0,007	0,008	0,009	0,011	0,011	0,015	0,015	0,011	<b>0,1</b>
<b>8</b>	0,005	0,006	0,006	0,008	0,007	0,009	0,013	0,013	0,018	0,015	<b>0,1</b>
<b>9</b>	0,005	0,005	0,006	0,007	0,006	0,009	0,011	0,012	0,017	0,023	<b>0,1</b>
<b>10</b>	0,003	0,003	0,005	0,004	0,005	0,005	0,008	0,010	0,015	<b>0,041</b>	<b>0,1</b>
<b>Total</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>1</b>

<b>Efectiva</b>		<b>Decil 2006</b>									
<b>Decil 1996</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>Total</b>
<b>1</b>	<b>0,029</b>	0,020	0,010	0,009	0,009	0,005	0,007	0,005	0,003	0,002	<b>0,1</b>
<b>2</b>	0,021	0,019	0,013	0,012	0,009	0,011	0,005	0,003	0,003	0,003	<b>0,1</b>
<b>3</b>	0,013	0,014	0,012	0,012	0,012	0,011	0,007	0,006	0,008	0,005	<b>0,1</b>
<b>4</b>	0,011	0,012	0,016	0,013	0,012	0,010	0,008	0,007	0,007	0,003	<b>0,1</b>
<b>5</b>	0,007	0,009	0,013	0,011	0,011	0,013	0,007	0,012	0,011	0,005	<b>0,1</b>
<b>6</b>	0,006	0,009	0,009	0,011	0,010	0,014	0,011	0,011	0,011	0,006	<b>0,1</b>
<b>7</b>	0,006	0,005	0,008	0,010	0,012	0,013	0,015	0,013	0,011	0,008	<b>0,1</b>
<b>8</b>	0,004	0,005	0,008	0,010	0,010	0,008	0,016	0,012	0,016	0,013	<b>0,1</b>
<b>9</b>	0,002	0,004	0,006	0,008	0,011	0,010	0,013	0,015	0,014	0,017	<b>0,1</b>
<b>10</b>	0,002	0,003	0,004	0,005	0,004	0,005	0,010	0,015	0,015	<b>0,037</b>	<b>0,1</b>
<b>Total</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>1</b>

**Tabla 8 – Índices de Movilidad para Matrices Efectivas y Simuladas.**

<b>Índices</b>	<b>S</b>	<b>B</b>	<b>I</b>
Chile 1996-2001	0,87	1,92	0,22
Simulación 1996-2001.	0,87	1,84	0,22
Chile 1996-2006	0,92	2,29	0,18
Simulación 1996-2001	0,92	2,24	0,18

**Tabla 9 – Medidas de Movilidad Intergeneracional del Ingreso.**

	Chile - Sapelli	Chile - Otros	UK	Francia	Alemania	Italia	España
<b>Movilidad Intrageneracional del Ingreso</b>	1,92 (1)		1,85 (2)	1,35 (2)	1,76 (2)	1,73 (2)	1,78 (2)
<b>Coeficiente Educación del Padre</b>	0,49 (7)	0,43-0,55 (8) 0,58-0,67 (9) 0,52-0,54 (10)	0,71 (4)			0,67 (4)	
<b>Tasa de Retorno Educación Terciaria (Pre-Tax) (1999-2000)</b>	24%-27% (5)		18,1% (3)	13,3% (3)	7,1% (3)		
<b>Tasa de Retorno Educación Terciaria (Post-Tax) (1999-2000)</b>			12,2% (6)	9,3% (6)	7,3% (6)	6% (6)	3,1% (6)
	Dinamarca	Australia	Noruega	Finlandia	Canadá	Suecia	EEUU
<b>Movilidad Intrageneracional del Ingreso</b>							1,67 (2)
<b>Coeficiente Educación del Padre</b>	0,49 (4)		0,4 (4)	0,48 (4)		0,58 (4)	0,46 (4)
<b>Tasa de Retorno Educación Terciaria (Pre-Tax) (1999-2000)</b>	7,9% (3)				8,4% (3)	9,4% (3)	18,9% (3)
<b>Tasa de Retorno Educación Terciaria (Post-Tax) (1999-2000)</b>	8,5% (6)	10,4% (6)		8,6% (6)	7% (6)	7,2% (6)	9,9% (6)

Fuentes: (1): Elaboración propia. (2): Sastre (?). (3): Corak (2006). (4): Hertz et al. (2007) (5) Sapelli (2009) (UGARTE) (6) OECD (?) (7) Sapelli (2008). (8) Nuñez y Risco (2004). (9) Contreras, Fuenzalida y Nuñez (2006). (10) Nuñez y Miranda (2006).



Tabla 10 – Cambio en los Ingresos Individuales, Transiciones 1996-2001, 2001-2006 y 1996-2006.

<u>Definición de Ingreso</u>	<u>Cambio</u>	<u>1996-2001</u>	<u>2001-2006</u>	<u>1996-2006</u>
Ingreso Total	Aumenta	63,0%	51,1%	66,6%
	Sin Cambio	4,8%	10,6%	4,8%
	Disminuye	32,2%	38,3%	28,6%
Ingreso Total del Hogar	Aumenta	59,5%	54,3%	63,2%
	Sin Cambio	6,3%	6,9%	5,8%
	Disminuye	34,3%	38,7%	30,9%
Ingreso del Trabajo	Aumenta	62,3%	53,1%	67,2%
	Sin Cambio	5,4%	9,3%	4,2%
	Disminuye	32,4%	37,6%	28,6%
Ingreso del Trabajo del Hogar	Aumenta	55,9%	55,8%	61,6%
	Sin Cambio	5,0%	6,6%	4,6%
	Disminuye	39,1%	37,6%	33,9%

Tabla 11 – Cambio en los Ingresos Individuales, Transición 1996-2001 y 2001-2006

		<b>2001-2006</b>		
<u>Ingreso Total</u>		<b>Aumenta</b>	<b>Sin Cambio</b>	<b>Disminuye</b>
<b>1996-2001</b>	Aumenta	41,4%	12,8%	45,8%
	Sin Cambio	60,2%	10,2%	29,6%
	Disminuye	68,9%	6,4%	24,7%
		<b>2001-2006</b>		
<u>Ingreso Total del Hogar</u>		<b>Aumenta</b>	<b>Sin Cambio</b>	<b>Disminuye</b>
<b>1996-2001</b>	Aumenta	47,2%	6,4%	46,4%
	Sin Cambio	56,4%	7,1%	36,4%
	Disminuye	66,9%	7,9%	25,2%
		<b>2001-2006</b>		
<u>Ingreso del Trabajo</u>		<b>Aumenta</b>	<b>Sin Cambio</b>	<b>Disminuye</b>
<b>1996-2001</b>	Aumenta	43,0%	11,0%	46,0%
	Sin Cambio	66,0%	6,0%	28,0%
	Disminuye	70,4%	6,7%	22,9%
		<b>2001-2006</b>		
<u>Ingreso del Trabajo del Hogar</u>		<b>Aumenta</b>	<b>Sin Cambio</b>	<b>Disminuye</b>
<b>1996-2001</b>	Aumenta	47,1%	6,4%	46,5%
	Sin Cambio	64,4%	7,9%	27,7%
	Disminuye	67,3%	6,7%	26,0%

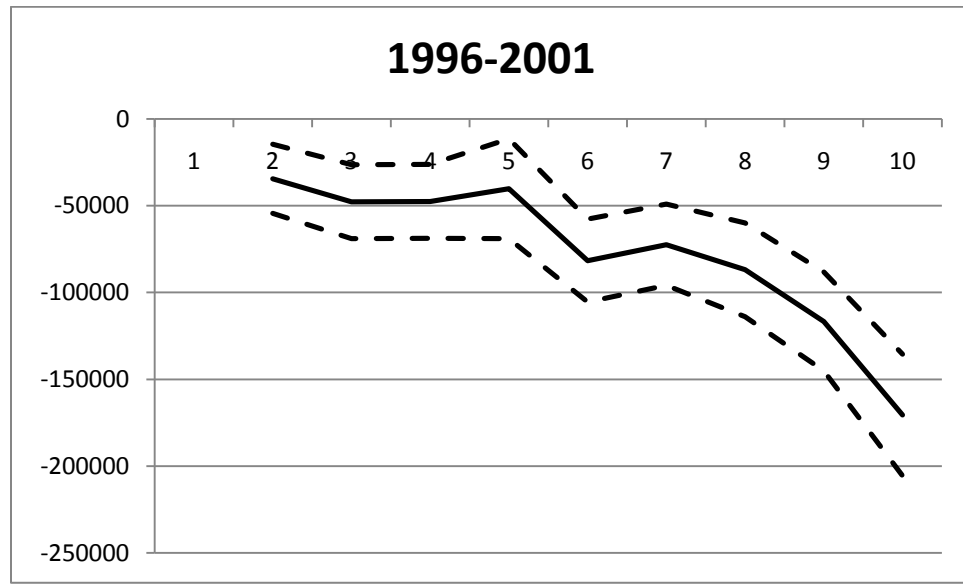
**Tabla 12 – Regresiones del Cambio en los Ingresos sobre los Ingresos y Otros Controles**

	1996-2001	2001-2006	1996-2006	1996-2001	2001-2006	1996-2006	1996-2001	2001-2006	1996-2006
<b>Ingreso</b>	-0.307*** (0.0341)	-0.190*** (0.0392)	-0.257*** (0.0460)	-0.417*** (0.0400)	-0.268*** (0.0548)	-0.361*** (0.0699)	-0.553*** (0.0398)	-0.365*** (0.0584)	-0.641*** (0.0725)
<b>Escolaridad</b>				10640*** (1263)	7741*** (1935)	10885*** (2400)	29056*** (4573)	29058*** (7632)	35882*** (6419)
<b>(Escolaridad)<sup>2</sup></b>				-101.3*** (11.96)	-75.65*** (18.20)	-100.7*** (22.64)	-269.6*** (41.83)	-256.5*** (70.55)	-334.0*** (59.26)
<b>Edad</b>							18227*** (6703)	28338** (11404)	7206 (10152)
<b>(Edad)<sup>2</sup></b>							-198.3*** (76.67)	-341.6*** (127.5)	-101.5 (115.6)
<b>Dummy Urbano</b>							47219*** (16370)	49813*** (19128)	72147*** (23813)
<b>Constante</b>	83954*** (5597)	66256*** (6862)	92386*** (7725)	14033* (8286)	15782 (11733)	19345 (13215)	-465437*** (154472)	-658905** (268874)	-170660 (215861)
<b>N</b>	4298	3186	3077	4298	3184	3077	2935	2351	2241
<b>R<sup>2</sup></b>	0.109	0.048	0.054	0.178	0.094	0.124	0.269	0.142	0.240
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1									

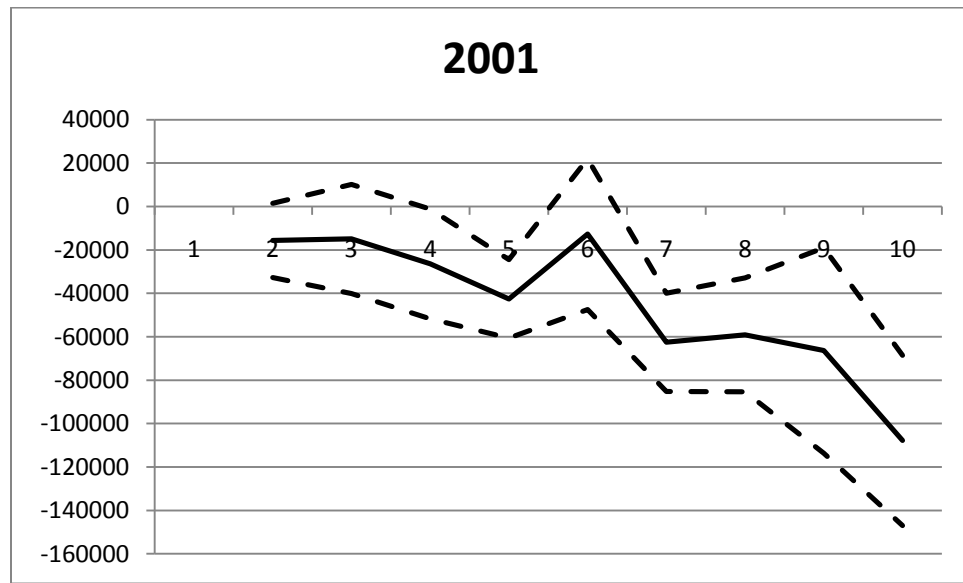
**Tabla 13 – Regresión del Cambio en los Ingresos sobre el Decil de la Distribución del Ingreso y Otros Controles**

	<b>1996-2001</b>	<b>2001-2006</b>	<b>1996-2006</b>
<b>Escolaridad</b>	9941*** (1100)	7521*** (1774)	10858*** (2122)
<b>Escolaridad al Cuadrado</b>	-94.21*** (10.45)	-73.70*** (16.63)	-100.0*** (20.11)
<b>Segundo Decil</b>	-34583*** (10153)	-15613* (8743)	-35899*** (10548)
<b>Tercer Decil</b>	-47717*** (10881)	-14945 (12798)	-58793*** (11314)
<b>Cuarto Decil</b>	-47538*** (10856)	-26443** (12879)	-48748*** (13351)
<b>Quinto Decil</b>	-40206*** (14654)	-42541*** (9233)	-71416*** (10471)
<b>Sexto Decil</b>	-81635*** (12151)	-12718 (17715)	-77993*** (11410)
<b>Séptimo Decil</b>	-72512*** (11934)	-62561*** (11520)	-40857* (24654)
<b>Octavo Decil</b>	-86932*** (13778)	-59131*** (13379)	-85957*** (17962)
<b>Noveno Decil</b>	-116684*** (14526)	-66375*** (24124)	-84532*** (21493)
<b>Decimo Decil</b>	-170535*** (17829)	-107749*** (20001)	-174239*** (20431)
<b>Constante</b>	27014*** (9649)	17217 (11344)	40549** (15966)
<b>N</b>	4298	3184	3077
<b>R<sup>2</sup></b>	0.146	0.084	0.145
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Robust standard errors in parentheses			

**Figura 1 – Efecto del Decil sobre el Cambio del Ingreso, Transición 1996-2001**



**Figura 2 – Efecto del Decil sobre el Cambio del Ingreso, Transición 2001-2006**



**Figura 3 – Efecto del Decil sobre el Cambio del Ingreso, Transición 1996-2006**

